



Volodymyr Mirnenko & Sergi Pustovyi & Petro Yablonskyi & Yurii Tselishchev (2017) Otsinka efektyvnosti ekspluatatsiyi za stanom vyrobiv aviatsiynoyi tekhniki dlya dyfuziynomonotonnoho rozpodilu yikh vidmov [The feasibility study of condition-based maintenance of aerial vehicle with diffusive-monotonous distribution of their failures]. *Social development & Security*. 1(1), 58 – 68.

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ ЕКСПЛУАТАЦІЇ ЗА СТАНОМ ВИРОБІВ АВІАЦІЙНОЇ ТЕХНІКИ ДЛЯ ДИФУЗІЙНО-МОНОТОННОГО РОЗПОДІЛУ ЇХ ВІДМОВ

Володимир Мірненко *, Сергій Пустовий **, Петро Яблонський ***, Юрій Целіщев ****

* Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського,
пр-кт Повітрофлотський, 28, м. Київ, 03049, Україна,
e-mail: mirnenkovi@gmail.com
д.т.н., професор

** Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського,
пр-кт Повітрофлотський, 28, м. Київ, 03049, Україна,
к.т.н.

*** Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського,
пр-кт Повітрофлотський, 28, м. Київ, 03049, Україна,
к.т.н.

**** Національний університет оборони України імені Івана Черняхівського,
пр-кт Повітрофлотський, 28, м. Київ, 03049, Україна,
к.т.н.



Article history:

Received: August, 2017
1st Revision: September, 2017
Accepted: October, 2017

JEL classification:

G01

DOI

10.5281/zenodo.1056827

Анотація У статті представлена методика оцінки ефективності експлуатації авіаційної техніки за станом з використанням дифузійно-монотонного розподілу відмов з врахуванням помилок першого і другого роду. Для типових умов експлуатації показані графіки залежності коефіцієнта технічного використання виробу авіаційної техніки від періодичності проведення регламентних робіт, достовірності контролю, тривалості відновлення.

Ключові слова: технічне обслуговування, коефіцієнт технічного використання, дифузійно-монотонний розподіл, регламентні роботи.



Мірненко В., Пустовий С., Яблонський П., Целіщев Ю. Оцінка ефективності експлуатації за станом виробів авіаційної техніки для дифузійно-монотонного розподілу їх відмов [Електронний ресурс] / В. Мірненко, С. Пустовий, П. Яблонський, Ю. Целіщев // Соціальний розвиток і Безпека. – 2017. – Вип. 1 (1). – С. 58 – 68. Режим доступу до журн.: <https://paperssds.eu/index.php/JSPSDS/article/view/13/8>

1. Постановка проблеми

Експлуатація, обслуговування та ремонт авіаційної техніки (АТ) є достатньо дорогою річчю. Тому її використання має бути максимально ефективним. Існуючі підходи до покращення ефективності експлуатації АТ не є досконалыми і не можуть забезпечити високої корисної дії від її експлуатації. У зв'язку з цим постає необхідність розробки нових підходів або методик, які би дозволили оцінити ефективність технічної експлуатації АТ та дозволили максимально продуктивно її використовувати.

2. Аналіз останніх досліджень та публікацій

Дослідженням ефективності експлуатації техніки, в тому числі і авіаційної, присвячена велика кількість робіт. До основних наукових праць можна віднести дослідження таких вчених, як: Герцбах І.Б.; Аулін В.В.; Кулик М.С.; Конахович Г.Ф.; Фінадорін Г.О.; Єпіфанов С.В., та багато інших.

3. Постановка завдання

Кількісним критерієм ефективності експлуатації авіаційної техніки (АТ) є коефіцієнт технічного використання ($K_{ТВ}$) або коефіцієнт готовності ($K_{Г}$). Обидва критерії є досить близькими і при необхідності можуть бути визначені один через другий. У подальшому будемо використовувати $K_{ТВ}$. Такий критерій може бути визначений для зразка АТ, якщо відома математична модель її експлуатації.

Мета статті. розробка методики оцінки ефективності технічної експлуатації АТ за станом для моделі дифузійно-монотонного (DM) закону розподілу часу до відмов при врахуванні помилок першого та другого роду.

Об'єктом дослідження є ефективність технічної експлуатації АТ.

4. Виклад основного матеріалу

Будемо вважати, що АТ експлуатується за технічним станом у відповідності до моделі, яка показана на рис.1. Докладний опис такої моделі опублікований у роботі [1]. Для кращого сприйняття подальшого матеріалу покажемо схематичне зображення такої моделі на рис.1.

Модель враховує наступні можливі стани об'єкта контролю (ОК) і системи контролю: h_1 – ОК працює у справному стані; h_2 – через час T після включення ОК на ньому проводяться регламентні роботи, причому в ОК відмови немає; h_3 – через час T після включення ОК на ньому проводяться регламентні роботи, при чому в ОК є відмова; h_4 – системою обслуговування здійснюється неплановий (аварійний) ремонт ОК; h_5 – вбудована в ОК система контролю в

момент τ сигналізує про наявність відмови; h_6 – вбудована в ОК система контролю в момент τ_n сигналізує про помилковий сигнал відмови; h_7 – ОК експлуатується при наявності пропущеної відмови.

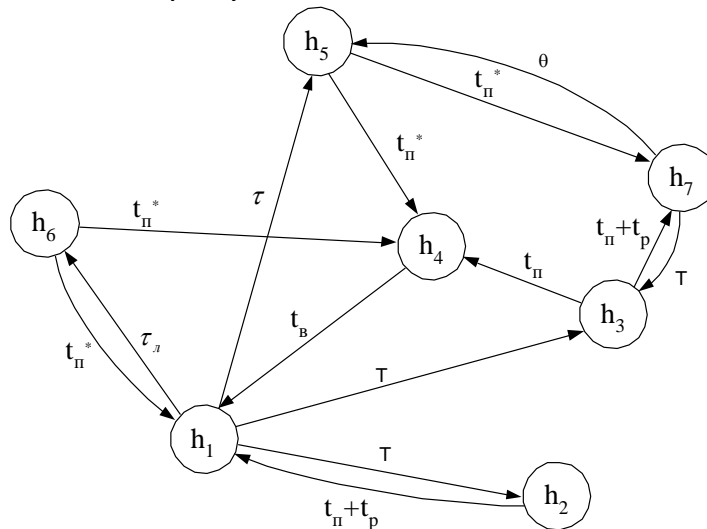


Рис.1. Формалізована модель експлуатації АТ

На рис.1 стрілки показують напрями переходу, а час над стрілками показує тривалість перебування ОК у попередньому стані при переході до наступного стану.

Така модель експлуатації ОК передбачає наявність помилок першого і другого роду, що наближає її до реальної.

Введемо обмеження, що враховуються при побудові математичної моделі:

- будемо вважати відомим функцію розподілу ймовірності часу безвідмовної роботи ОК $F(t)$, функцію розподілу надходження помилкових тривог $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$, де λ - інтенсивність надходження сигналів помилкових тривог, функцію розподілу часу надходження пропущених відмов $W(t) = 1 - e^{-\lambda_{np} t}$, де λ_{np} - інтенсивність прояви пропущених відмов;

- після прояви відмови у системі технічного обслуговування (ТО) здійснюється повне відновлення ОК;

- тривалості відновлення ОК, профілактичного обслуговування будемо вважати не випадковими.

З рис.1. видно, що всі стани між собою сполучаються, тобто поглинаючих станів немає.

Математичний опис запропонованої моделі здійснюється напівмарковським випадковим процесом у його класичному розумінні. Такий процес передбачає існування дискретних станів, які змінюються з часом детерміновано або випадково. Зміна станів здійснюється з певними ймовірностями переходів, а час перебування у станах є детермінованим або випадковим.

Іншими словами, якщо час перебування ОК у будь-якому i -му стані до

переходу в j -й стан є випадкова величина з довільною функцією розподілу, то такий процес називається напівмарковським.

Для побудови математичної моделі будемо вважати відомими: коефіцієнт масштабу $\mu = 230$ год; коефіцієнт форми $\nu = 0,5$; $\lambda = 10^{-3}$ 1/год; $\lambda_{\text{ГР}} = 10^{-2}$ 1/год; період проведення регламентних робіт $T = 100$ год; тривалість контролю зразка АТ наземними засобами контролю $t_n = 1$ год; тривалість контролю зразка АТ вбудованими засобами контролю $t_n^* = 0,5$ год; тривалість виконання профілактичних робіт в наземних умовах $t_p = 5$ год; тривалість відновлення АТ у разі її відмови $t_v = 10$ год; достовірність контролю ОК наземними засобами $d_{\text{НГ}} = 0,8$; достовірність контролю ОК бортовими засобами $d_{\text{НГ}}^* = 0,55$; достовірність правильного визначення справного стану зразка АТ $d_r = 0,7$; імовірність надходження сигналу про відмову ОК від вбудованої системи контролю $\rho = 0,7$.

Напівмарковський процес однозначно визначається матрицею перехідних ймовірностей і матрицею функцій розподілу тривалості переходу із стану $i = \overline{1,7}$ до стану $j = \overline{1,7}$, якщо відомий початковий стан процесу у мить t_0 .

Матриця перехідних ймовірностей для вказаної моделі має вигляд:

$$P_{ij}(T) = \begin{pmatrix} 0 & [1-F(t)] \cdot e^{-\lambda T} & (1-\rho) \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t) & 0 & \rho \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t) & \lambda \int_0^T e^{-\lambda t} [1-F(t)] dt & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{\text{НГ}} & 0 & 0 & 1-d_{\text{НГ}} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_{\text{НГ}}^* & 0 & 0 & 1-d_{\text{НГ}}^* \\ d_r^* & 0 & 0 & 1-d_r^* & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & e^{-\lambda_{\text{ГР}} T} & 0 & 1-e^{-\lambda_{\text{ГР}} T} & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (1)$$

У формулі (1) $F(t)$ - довільна функція розподілу часу до відмови ОК.

Обов'язковою умовою матриці перехідних ймовірностей є умова, щоб сума ймовірностей по кожному рядку дорівнювала одиниці. Для всіх рядків, крім першого, це очевидно. Нижче буде показано, що для DM-розподілу ця вимога виконується.

Визначимо матрицю функцій розподілу тривалості переходу зі стану i до стану j . Будемо вважати, що функції розподілу тривалості переходів дорівнюють:

$$F_{15}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda x} dF(x)}{\int_0^T e^{-\lambda x} dF(x)}; F_{16}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda x} [1 - F(x)] dx}{\int_0^T e^{-\lambda x} [1 - F(x)] dx}; F_{75}(t) = \frac{\int_0^t e^{-\lambda_{np} x} dx}{\int_0^T e^{-\lambda_{np} x} dx}.$$

Матрицю функцій розподілу часу перебування у станах напівмарковського процесу можна представити у вигляді.

В матриці (2) значення t_n , t_n^* , t_p , T відповідають функції розподілу у вигляді регулярного стрибка.

$$F_{ij}(T) = \begin{pmatrix} 0 & T & T & 0 & F_{15}(T) & F_{16}(T) & 0 \\ t_n + t_p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & t_n & 0 & 0 & t_n + t_p \\ t_p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & t_n^* & 0 & 0 & t_n^* \\ t_n^* & 0 & 0 & t_n^* & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & T & 0 & F_{75}(t) & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (2)$$

К_{ТВ} ОК визначимо за формулою [2]:

$$K_{me} = \frac{\sum_{i=1}^7 \pi_i(T) \cdot \omega_i(T)}{\sum_{i=1}^7 \pi_i(T) \cdot \eta_i(T)}, \quad (3)$$

де $\pi_i(T)$ – середня частота повернення марковського ланцюга до стану h_i ; $\eta_i(T)$ – середній час перебування ОК в i -му стані; $\omega_i(T)$ – середній час перебування ОК у справному стані.

Для нашої моделі середній час справної роботи буде дорівнювати $\omega_i(T) = M\{\min(\tau, \tau_n, T)\}$. Решта $\omega_i(T)$ $i = \overline{2, 7}$ дорівнюють нулю, тому що ОК у цих станах знаходяться у неробочому стані.

Математичне сподівання часу перебування ОК у будь-якому стані $i = \overline{1, 7}$ дорівнює:

$$\eta_i(T) = \sum_{j=1}^7 P_{ij}(T) \cdot \int_0^\infty t \cdot dF_{ij}(t), \quad (4)$$

де $F_{ij}(t)$ – закон розподілу тривалості переходу ОК зі стану i до стану j ; $P_{ij}(t)$ – перехідні ймовірності матриці переходів, що визначається рівнянням (1).

Значення $\pi_i(T)$ визначається з рівнянь Феллера [2]:

$$\left. \begin{aligned} \pi_i(T) &= \pi_j(T) \cdot P_{ji}(T) \\ \sum_{i=1}^7 \pi_i(T) &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

Якщо всі стани ланцюга Маркова взаємно сполучені, то рішення системи

(5) завжди існує, воно єдине, при цьому $\pi_i(T) > 0$.

Після підстановки матриці (1) в рівняння (5) отримаємо систему рівнянь:

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_1(T) = \pi_2(T) + \pi_4(T) + d_z^* \cdot \pi_6(T); \\ \pi_2(T) = a_1 \cdot \pi_1(T); \\ \pi_3(T) = a_2 \cdot \pi_1(T) + a_3 \cdot \pi_7(T); \\ \pi_4(T) = d_{nz} \cdot \pi_1(T) + d_{nz}^* \cdot \pi_5(T) + (1 - d_z^*) \cdot \pi_6(T); \\ \pi_5(T) = a_4 \cdot \pi_1(T) + a_5 \cdot \pi_7(T); \\ \pi_6(T) = a_6 \cdot \pi_1(T); \\ \pi_7(T) = (1 - d_{nz}) \cdot \pi_3(T) + (1 - d_{nz}^*) \cdot \pi_5(T); \\ \sum_{i=1}^7 \pi_i(T) = 1. \end{array} \right. \quad (6)$$

$$\text{де } \left\{ \begin{array}{l} a_1 = [1 - F(t)] \cdot e^{-\lambda t}; \\ a_2 = (1 - \rho) \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot dF(t); \\ a_3 = e^{-\lambda_{np} T}; \\ a_4 = \rho \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot dF(t); \\ a_5 = 1 - e^{-\lambda_{np} T}; \\ a_6 = \lambda \int_0^T e^{-\lambda t} \cdot [1 - F(t)] dt. \end{array} \right. \quad (7).$$

Рівняння (7) записані для довільної функції розподілу часу $F(t)$.

У наявній роботі будемо використовувати DM-розподіл

$$F(t) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{\nu \sqrt{\mu t}}\right), \quad (8)$$

де $\Phi(x)$ – функція Лапласа виду $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$.

Такий розподіл рекомендований державним стандартом України [3] для виробів механічної природи, яких є досить багато на АТ.

Для DM-розподілу середній час між відмовами дорівнює $\mu \left(1 + \frac{\nu^2}{2}\right)$. Для

механічних виробів державним стандартом України [3] рекомендовано $\nu=0,5$.

Тоді середній час між відмовами практично співпадає з μ для DM-розподілу. Середній час між відмовами прийнято називати безвідмовністю. Це одна з визначальних властивостей надійності. Будемо вважати, що для зразка FN $\mu = 250$ год.

Для початкових умов, якими ми задалися на початку роботи, отримаємо

$a_1=0,866; a_2=0,012; a_3=0,368; a_4=0,028; a_5=0,632; a_6=0,095.$

Рішенням системи рівнянь (6) є:

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_1(T) = \frac{M}{C}; \\ \pi_2(T) = a_1 \cdot \frac{M}{C}; \\ \pi_3(T) = a_2 \cdot \frac{M}{C} + a_3 \cdot \frac{a_2(1-d_{нз}) + a_4(1-d_{нз}^*)}{C}; \\ \pi_4(T) = \frac{M[d_{нз} \cdot a_2 + d_{нз}^* \cdot a_4 + (1-d_{нз}^*)]a_6}{C} + \frac{[d_{нз} \cdot a_3 + d_{нз}^* \cdot a_5] \cdot [a_2(1-d_{нз}) + a_4(1-d_{нз}^*)]}{C}; \\ \pi_5(T) = a_4 \cdot \frac{M}{C} + a_5 \cdot \frac{a_2 - d_{нз} \cdot a_2 + a_4 - d_{нз}^* \cdot a_4}{C}; \\ \pi_6(T) = a_6 \cdot \frac{M}{C}; \\ \pi_7(T) = \frac{a_2(1-d_{нз}) + a_4(1-d_{нз}^*)}{C}. \end{array} \right. \quad (9)$$

У системі рівнянь (9)

$$M = 1 - (1 - d_{нз}) \cdot a_3 - (1 - d_{нз}^*) \cdot a_5$$

$$C = (1 + a_1 + a_2 + a_4 + 2a_6 + d_{нз} \cdot a_2 + d_{нз}^* \cdot a_4 - d_{нз} \cdot a_6) \cdot [1 - a_3 \cdot (1 - d_{нз}) - a_5 \cdot (1 - d_{нз}^*)] + [a_3 \cdot (1 + d_{нз}) + a_5 \cdot (1 - d_{нз}^*) + 1] \cdot [a_2 \cdot (1 - d_{нз}) + a_4 \cdot (1 - d_{нз}^*)]$$

Рішення системи рівнянь (9) для DM-розподілу здійснювалось чисельним методом. Це дало можливість встановити компоненти вектора частот потрапляння ланцюга Маркова до i -го стану. Для початкових умов

$$\pi_1(T) = 0,48895; \pi_2(T) = 0,42964; \pi_3(T) = 0,00537; \pi_4(T) = 0,0176;$$

$$\pi_5(T) = 0,01162; \pi_6(T) = 0,04634; \pi_7(T) = 0,00402.$$

Сума всіх компонент вектора $\bar{\pi}(T) = 1,00354$.

Враховуючи складність функції DM-розподілу і громіздкість рівняння (9) такий результат для чисельного методу є цілком прийнятним.

Далі з використанням рівняння (5) визначимо середні тривалості перебування ОК у станах напівмарковського процесу. У першому стані ОК перебуває середній час:

$$\eta_1(t) = [1 - F(T)] \cdot e^{-\lambda T} \cdot T + (1 - \rho) \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t) \cdot T + \rho \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} dF(t) \cdot \int_0^T t \cdot dF_{15}(t) + \lambda \cdot \int_0^T e^{-\lambda t} [1 - F(t)] dt \cdot \int_0^T t \cdot dF_{16}(t); \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{Можна показати, що для початкових умов } \eta_1(t) &= 94,7 \text{ год.}, \\ \eta_2(t) &= t_P + t_{\text{ПП}} = 6 \text{ год.}; \quad \eta_3(t) = t_P - d_{нз} \cdot t_P + t_{\text{ПП}} = 2 \text{ год.}; \quad \eta_4(t) = t_B = 10 \text{ год.}; \\ \eta_5(t) &= t_{\text{ПП}}^* = 0,5 \text{ год.}; \quad \eta_6(t) = t_{\text{ПП}}^* = 0,6 \text{ год.}; \quad \eta_7(t) = \frac{1 - e^{-\lambda_{\text{ПП}} T}}{\lambda_{\text{ПП}}} = 63,2 \text{ год.} \end{aligned}$$

Середній час одного переходу напівмарковського процесу дорівнює

$$\eta_{\text{сеп}} = \pi_1(T) \cdot \eta_1(T) + \pi_2(T) \cdot \eta_2(T) + \pi_3(T) \cdot \eta_3(T) + \pi_4(T) \cdot \eta_4(T) + \pi_5(T) \cdot \eta_5(T) + \pi_6(T) \cdot \eta_6(T) + \pi_7(T) \cdot \eta_7(T) = 48,2 \text{ год.}$$

Далі визначимо K_{me} ОК. Для цього знайдемо середній час безвідмовної роботи ОК у стані h_1 .

$\omega_1(T) = Q\{\min(\tau, \tau_{II}, T)\}$, Q – математичне сподівання.

Функція розподілу помилкових тривог дорівнює: $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$. Тоді $\omega_1(T) = \int_0^T [1 - F(t)] \cdot [1 - \lambda(t)] dt = \int_0^T [1 - F(t)] e^{-\lambda t} dt$. Для початкових умов $\omega_1(T) = 94,78 \text{ год}$.

Таким чином, можемо встановити значення

$$K_{me} = \frac{\pi_1(T) \cdot \omega_1(T)}{\eta_{cep}(T)}. \quad (11)$$

Далі змінюючи параметри експлуатації ОК, можна отримати значення K_{me} від них.

З рис. 2 видно, що для заданих початкових умов існує оптимальний період проведення регламентних робіт, при якому досягається максимальне значення K_{me} . На K_{me} суттєво впливає рівень надійності виробу. На рис.2 показана залежність K_{me} для двох виробів з різними значеннями μ , а саме: для одного $\mu = 759 \text{ год.}$, а для другого $\mu = 230 \text{ год.}$ Збільшення μ призводить до зростання K_{me} і зростання оптимального періоду, що добре відповідає фізичним уявленням.

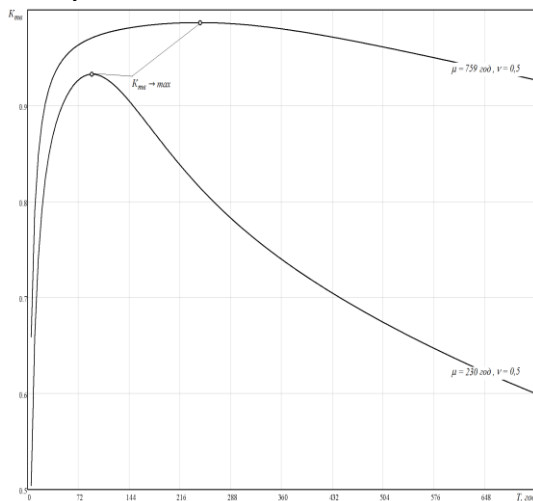


Рис.2. Залежність K_{TB} виробів АТ від періодичності проведення регламентних робіт для вказаних початкових умов

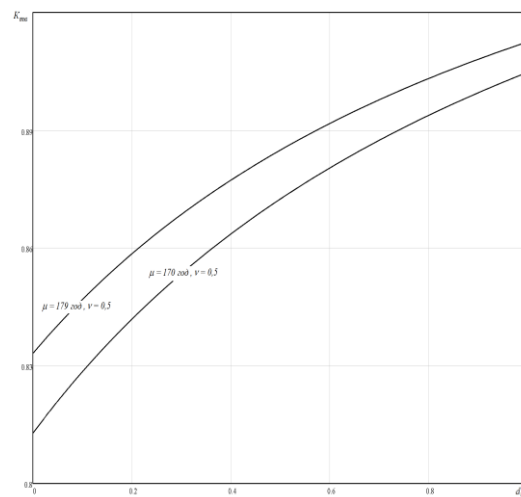


Рис.3 Залежність K_{TB} виробів АТ від достовірності контролю наземними засобами

З рис.3 видно, що збільшення достовірності контролю призводить до зростання $K_{тв}$. Для більш надійних зразків АТ мірою збільшення достовірності контролю забезпечується більш високе значення $K_{тв}$.

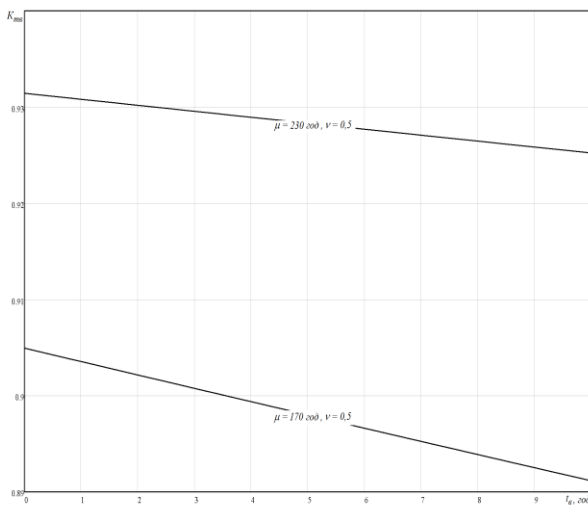


Рис.4. Залежність $K_{ТВ}$ виробів АТ від тривалості її відновлення

З рис.4 видно, що збільшення тривалості відновлення призводить до зменшення $K_{тв}$. Це добре відповідає фізичним уявленням. При цьому при більш високому значенню μ забезпечується більш високе значення $K_{тв}$.

5. Висновки.

1. У статті розроблена методика оцінки ефективності технічної експлуатації за станом виробів АТ для моделі DM закону розподілу відмов з врахуванням помилок першого і другого роду.

2. Для опису процесів, що відбуваються в системі технічного обслуговування, використовується напівмарковський процес у його класичному розумінні.

3. Враховуючи складність математичної моделі, а також відносну складність моделі відмов, для отримання кінцевих результатів у статті застосований чисельний метод, який забезпечив досить високу точність обчислень.

4. Отримані у роботі наукові результати можуть бути використані організаторами експлуатації для розрахунку рівня $K_{тв}$ у залежності від параметрів системи експлуатації.

5. У подальшому планується використати запропоновану модель експлуатації за технічним станом для встановлення її техніко- економічної ефективності.

ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ ЭКСПЛУАТАЦИИ ПО СОСТОЯНИЮ ИЗДЕЛИЙ АВИАЦИОННОЙ ТЕХНИКИ ДЛЯ ДИФфуЗИОННО-МОНОТОННЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ИХ ОТКАЗ

Владимир Мирненко * Сергей Пустовой **, Петр Яблонский ***, Юрий Целищев ****

*Национальный университет обороны Украины",

пр-кт Воздухофлотский, 28, г. Киев, 03049, Украина,

e-mail: mirnenkovi@gmail.com

д.т.н., профессор

** Национальный университет обороны Украины,

пр-кт Воздухофлотский, 28, г.. Киев, 03049, Украина,

к.т.н.

*** Национальный университет обороны Украины,

пр-кт Воздухофлотский, 28, г.. Киев, 03049, Украина,

к.т.н.

**** Национальный университет обороны Украины,

пр-кт Воздухофлотский, 28, г.. Киев, 03049, Украина,

к.т.н.

Abstract: В статье представлена методика оценки эффективности эксплуатации авиационной техники по состоянию с использованием диффузионно-монотонного распределения отказов с учетом ошибок первого и второго рода. Для типичных условий эксплуатации показаны графики зависимости коэффициента технического использования изделия авиационной техники периодичности проведения регламентных работ, достоверности контроля, продолжительности восстановления.

Keywords: техническое обслуживание, коэффициент технического использования, диффузионно-монотонный распределение, регламентные работы.

THE FEASIBILITY STUDY OF CONDITION-BASED MAINTENANCE OF AERIAL VEHICLE WITH DIFFUSIVE-MONOTONOUS DISTRIBUTION OF THEIR FAILURES

Vladimir Mirnenko * Sergei Pustovoi **, Pyotr Yablonsky ***, Yuri Tselishchev ****

*National University of Defense of Ukraine", pr-kt Vozduhoflotsky, 28, Kiev, 03049, Ukraine,

e-mail: mirnenkovi@gmail.com

Doctor of Technical Sciences, Professor

** National University of Defense of Ukraine, pr-kt Vozduhoflotsky, 28, Kiev, 03049, Ukraine,

Ph.D.

*** National University of Defense of Ukraine, pr-kt Vozduhoflotsky, 28, Kiev, 03049, Ukraine,

Ph.D.

**** "National University of Defense of Ukraine, pr-kt Vozduhoflotsky, 28, Kiev, 03049, Ukraine,

Ph.D.

Abstract: The article represents the estimation procedure of condition-based maintenance of aerial vehicle feasibility study taking into account alpha and beta errors. The dependence charts of operating efficiency from the maintenance frequency, reliability of control and maintenance time are shown.

Keywords: maintenance, operating efficiency, Diffusive-Monotonous Distribution, routine maintenance.

Використана література

1. Яблонский П.М. Экономико-математическая модель технического обслуживания образцов вооружения и военной техники по состоянию для диффузионно-немонотонного распределения отказов / П.М.Яблонский, С.А. Пустовой, П.В. Опенько // Экономика и предпринимательство. №8 (37). – М.:

Редакция журнала Экономика и предпринимательство. – 2013. – С.436-443.

2. Герцбах И.Б. Модели профилактики. – М.: Советское радио, 1969. – 216 с.

3. Надійність техніки. Методи розрахунку показників надійності: ДСТУ 2862-94. – К.: Держспоживстандарт України, 1994. – 90 с. – (Національний стандарт України).

References

1. Yablons'kyi P.M. Ekonomiko-matematychna model' tekhnichnoho obsluhovuvannya obraziv zbroiy ta viys'kovoyi tekhniky za stanom dlya dyfuziynonemonotonnoho rozpodilu vidkaziv / P.M.Yablons'kyi, S.A. Pustovoy, P.V. Open'ko // Ekonomika i pidpryyemnytstvo. №8 (37). – М .: Redaktsiya zhurnalu Ekonomika i pidpryyemnytstvo. – 2013 rr. – P.436–443.

2. Hertsbakh Y.B. Modeli profilaktyky. – М . : Sovet'skoe radyo, 1969. – 216 p.

3. Nadiynist' tekhniky. Metody rozrakhunku pokaznykiv nadiynosti: DSTU 2862-94. – К .: Derzhspozhyvstandart Ukrayiny, 1994. – 90 p. – (Natsional'nyy standart Ukrayiny).